أثر النمو الاقتصادي علي العمالة في الاقتصاد المصري

د/ مجدي الشوربجي*
جامعة مصر للعلوم والتكنولوجيا– مصر

Abstract
The objective of this paper is to measure the impact of economic growth on employment in the Egyptian economy in the short- and long-run. To this end, an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) approach to cointegration and the Unrestricted Error Correction Model (UECM) are employed using the data over the period 1982 – 2005.
The results indicate that the economic growth has a weak significant positive short- and long-run effect on employment. The results also indicate that export promotion, import substitution and foreign direct investment enhance employment opportunities in the long run.

Key Words: Egypt, Economic Growth, Employment, Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach to Cointegration, Unrestricted Error Correction Model (UECM)

مقدمة

شهدت العديد من الاقتصاديات في السابق والحاضر تفاقماً كمياً ونوعياً لمشكلة البطالة. وترجع خطورة هذه المشكلة إلي آثارها الاقتصادية والاجتماعية والسياسية في المجتمع. ولذلك حظيت هذه المشكلة باهتمام متخذي القرارات، وواضعي السياسات، والباحثين الاقتصاديين وغيرهم.

*أستاذ مساعد و عضو هيئة التدريس بقسم الاقتصاد – كلية الإدارة والاقتصاد. جامعة مصر للعلوم والتكنولوجيا. **المايل:** **mshourbagui@yahoo.com**

ويعتبر النمو الاقتصادي أحد المتغيرات الذي يُفترض أن يؤدي إلي خفض معدلات البطالة داخل الاقتصاد القومي. فتحقيق المزيد من المخرجات (الناتج) يتطلب توافر المزيد من المدخلات (عوامل الإنتاج). ومن ثم فإن تحقيق معدل نمو مرتفع في الناتج يتطلب توافر حجم كبير من العمالة. وبالتالي يفترض أن زيادة النمو الاقتصادي يترتب عليها زيادة حجم التوظف، الأمر الذي يؤدي بدوره إلي خفض أعداد العاطلين.

ولذلك فإن دراسة الكثافة العمالية للنمو الاقتصادي (مرونة العمالة بالنسبة للناتج الحقيقي) يعتبر وسيلة مهمة لاختبار أثر النمو الاقتصادي علي العمالة من فترة زمنية إلي أخري من ناحية ، وإعطاء معلومات عن أسباب اختلاف معدل النمو في العمالة المتحقق بين المناطق داخل الدولة الواحدة من ناحية أخري ، والمساعدة في اكتشاف وتحليل التغيرات الهيكلية في العمالة من فترة زمنية إلي أخري من ناحية ثالثة (Kapsos, 2005: 1).

وقد تمت دراسة العلاقة بين النمو الاقتصادي والعمالة تجريبياً في الادب الاقتصادي بالاعتماد علي ما يعرف بقانون Okun الذي يتمثل في وجود علاقة عكسية تبادلية بين معدل التغير في معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والتغير في معدل البطالة. وقد حظي هذا الادب بالعديد من الدراسات التي تناولت هذه العلاقة*.

وبسبب ندرة الدراسات التجريبية السابقة التي تناولت أثر النمو الاقتصادي علي العمالة في الدول النامية بصفة عامة، والدول العربية بصفة خاصة، فإن الهدف الرئيس لهذه الدراسة يتمثل في قياس أثر النمو الاقتصادي علي العمالة في الأجلين القصير والطويل في الاقتصاد المصري خلال الفترة 1982- 2005. ولتحقيق هذا الهدف تم تطبيق نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد من خلال استخدام منهج اختبار الحـــــــدود للتكامل المشترك The Bounds Testing Approach to Cointegration المقترح من جانب Pesaran et al., (2001) ، ونموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة The Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach المقترح من قبل Pesaran and Shin (1999) لتقدير مرونات الأجلين الطويل والقصير.

* انظر علي سبيل المثال الدراسات التالية:

Mássé, 1995; Padalina, 1997; Baker and Schmitt, 1999; Alleyne, 2000; Döpke, 2001; Ahtonen, 2003; Hu, 2004; Kapsos, 2005; Ramsaran and Hosein, 2006; Engemann and Owyang, 2007; Suryadarma et al., 2007; Jiménez-Rodríguez and Russo, 2007; Bhattacharya and Sakthivel, 2007.

وتتلخص أهم نتائج هذه الدراسة في وجود أثر موجب ومعنوي ضعيف للنمو الاقتصادي علي العمالة في الأجلين القصير والطويل ، ووجود أثر موجب ومعنوي لكل من تشجيع الصادرات والإحلال محل الواردات والاستثمارات الأجنبية المباشرة علي حجم العمالة في الأجل الطويل.

وتشتمل بقية هذه الورقة علي خمسة أجزاء يتناول الجزء الثاني الإطار النظري والدراسات التجريبية السابقة لأثر النمو الاقتصادي علي العمالة. ويختص الجزء الثالث بعرض للنمو الاقتصادي والعمالة في مصر. بينما يختص الجزء الرابع بعرض منهجية الدراسة وتحليل النتائج التجريبية. ويهتم الجزء الخامس بعرض أهم الاستنتاجات لأغراض السياسات الاقتصادية. أما الجزء السادس ، فيقدم بعض الملاحظات الختامية.

أولا-الإطار النظري والدراسات التجريبية

يعتبر قانون Okun (1962) هو بمثابة الأساس النظري للعلاقة بين النمو الاقتصادي والعمالة. وهذا القانون هو عبارة عن علاقة عكسية تبادلية بين معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومعدل البطالة. واقترح Okun (1970) وجود شكلين لهذه العلاقة يمكن بيانهما علي النحو التالي(Khemraj et al., 2006: 4; Bonga –Bonga, 2007: 15-16; Villaverde and Maza, 2007: 2-3):

- نموذج الفجوة: ويأخذ هذا النموذج الشكل التالي:

$$Y_t - Y_t^* = -\beta(U_t - U_t^*) \qquad (1)$$

حيث أن:

Y = الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي الفعلي

Y^* = الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي الممكن

U = المعدل الفعلي للبطالة

U^* = المعدل الطبيعي للبطالة

β = معامل Okun

e = حد الخطأ

- نموذج الفرق: ويأخذ هذا النموذج الشكل التالي:

$$\Delta Y_t = \beta_0 - \beta_1 \Delta U_t + e_t \; (2)$$

وعند إجراء الدراسات التجريبية يتحدد المتغير التابع والمتغير المستقل للمعادلة المقدرة لقانون Okun طبقاً لموضوع الدراسة (Barreto and Howland,1993: 9). فإذا كان موضوع

الدراسة هو قياس أثر البطالة علي النمو الاقتصادي ، يتم استخدام المعادلة رقم (2). أما إذا كان موضوع الدراسة هو قياس أثر النمو الاقتصادي علي البطالة ، فيتم استخدام المعادلة التالية:

$$\Delta U_t = b_0 - b_1 \% \Delta Y_t \qquad (3)$$

وتعني هذه المعادلة أن الزيادة في معدل النمو الاقتصادي سوف تؤدي إلي زيادة معدل العمالة مما يؤدي بالتالي إلي خفض معدل البطالة.

ويمثل قانون Okun مفهوم مهم في الاقتصاد الكلي علي المستويين النظري والتجريبي (Kamgnia, 2006: 5). فمن الناحية النظرية، فإن هذا القانون عبارة عن علاقة بين منحني العرض الكلي ومنحني Phillips. ومن الناحية التجريبية ، فإن معامل Okun يساعد في التنبؤ وصنع السياسة الاقتصادية. وبالفعل ، باستخدام بيانات ربع سنوية عن الاقتصاد الأمريكي خلال الفترة 1947 – 1957 ، نجح Okun في بيان أن هناك علاقة عكسية تبادلية بين البطالة والنمو الاقتصـــــادي. فقد توصل إلي أن تخفيض البطالة بنسبة 1 % سوف تؤدي إلي زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة 3 % والعكس صحيح. كما أكد علي أنه عند مستوي مستقر من القوة العاملة ، فإن الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي سوف تؤدي إلي تحقيق زيادة في العمالة. ووجد Okun في دراسته عام 1962 أن مرونة العمالة بالنسبة للنمو الاقتصادي تتراوح بين 0.35 و 0.40.

ونظراً لأن قانون Okum يتضمن علاقة عكسية بين معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي كمتغير مستقل ومعدل البطالة كمتغير تابع ، فإن هناك علاقة طردية بين النمو الاقتصادي كمتغير مستقل والعمالة كمتغير تابع. وهذه العلاقة تقيس الكثافة العمالية للنمو الاقتصادي ، بمعني أن النمو في العمالة ينتج من النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

إن مرونة العمالة المرتفعة بالنسبة للناتج تشير إلي وجود علاقة طردية موجبة قوية بين النمو الاقتصادي وخلق الوظائف ، بمعني أن الزيادة في النمو الاقتصادي تؤدي إلي زيادة نمو العمالة بنسبة مرتفعة. أما مرونة العمالة المنخفضة بالنسبة للناتج ، فتشير إلي وجود علاقة طردية ضعيفة بين النمو الاقتصادي والعمالة. ويطلق علي هذه العلاقة اصطلاح " النمو الضعيف للعمالة أثناء مرحلة التوسع أو الإستعادة " Jobless Recovery . ولايعني هذا الإصطلاح عدم تحقق وظائف أثناء مرحلة التوسع أو إستعادة النشاط وإنما يعني أن نمو العمالة يكون ضعيف بشكل غير طبيعي خلال مرحلة التوسع في ظل نمو معين في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (Massé, 1995: 1). ويطلق أيضاً علي العلاقة الموجبة الضعيفة بين النمو الاقتصادي والعمالة اصطلاح " نمو القطاعات ليس قادر علي توليد عمالة " Jobless

Growth. ويعني هذا الاصطلاح وجود نمو بلا تشغيل. وهناك أربعة تفسيرات لهذين الاصطلاحين (انظر لمزيد من التفصيل:Engemann and Owyany: 2007: 4-5) هي: (1) إعادة الهيكلة التنظيمية. (2) التغير الهيكلي بين القطاعات المختلفة. (3) الابتكارات في مجال الطلب علي العمل. (4) التغيرات الهيكلية في عرض العمل. كما يعكس الاصطلاحين المذكورين التغير الهيكلي وارتفاع الكثافة الرأسمالية للناتج (Biyase and Bonga-Bonga: 2007: 3).

وبعد ، يشتمل الأدب الاقتصادي التجريبي علي العديد من الدراسات التي تم فيها تقدير مرونات العمالة بالنسبة للناتج (مقياس لأثر النمو الاقتصادي علي العمالة) للعديد من الدول. أوضحت معظم هذه الدراسات أن مرونات العمالة تختلف من دولة إلي أخري ، ومن فترة زمنية إلي أخري داخل نفس الدولة. فقد توصلت دراسة Revenga and Bentalia (1995) إلي وجود علاقة موجبة واضحة بين التغيرات في الناتج والتغيرات في معدل العمالة في عينة مكونة من 11 دولة من دول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية ، وإن هذه العلاقة تختلف بشكل معنوي من دولة إلي أخري من هذه الدول. فقد كانت أقصي قيمة مقدرة لمرونة العمالة بالنسبة للناتج تخص المملكة المتحدة (0.574) ، بينما كانت أدني قيمة مقدرة لهذه المرونة تخص اليابان (0.098) (Singh, 2003: 11-12). وأشارت نتائج دراسة Biyase and Bonga-Bonga (2007) إلي أن مرونات العمالة ارتفعت (انخفضت) في منتصف التسعينات بالمقارنة بأواخر السبعينات في ألمانيا واليابان (فرنسا والسويد). كما أشارت نتائج هذه الدراسة إلي أن القيمة المقدرة لمرونات العمالة لكل من ايطاليا والسويد كانت سالبة خلال الفترة 1990 – 1995.

واستهدفت دراسة Kangasharju and Pehkonen (2001) دراسة العلاقة بين العمالة والناتج في فنلندا ، باستخدام بيانات السلاسل الزمنية المقطعية The Panel Data لعينة مكونة من 85 منطقة خلال الفترة 1990 – 1996. وأشارت نتائج هذه الدراسة إلي الآتي: (1) إن العلاقة الآنية بين التغيرات في العمالة ونمو الناتج اختفت في أوائل التسعينات. (2) هناك دليل تجريبي علي استعادة هذه العلاقة في منتصف التسعينات. (3) اختلاف طبيعة العلاقة بين العمالة والناتج من منطقة إلي أخري. (4) أن الفروق القائمة في طبيعة العلاقة بين العمالة والناتج من منطقة إلي أخري يمكن تفسيرها جزئياً إلي الفروق في التخصص الصناعي بين المناطق محل الدراسة.

وقام Seyfried (2005) بدراسة أثر النمو الاقتصادي علي العمالة لعينة مكونة من 10 ولايات كبري داخل الولايات المتحدة الأمريكية خلال الفترة 1990 – 2003.

وأشارت نتائج هذه الدراسة إلي الآتي: (1) إن القيمة المقدرة لمرونة العمالة بالنسبة للناتج للولايات المتحدة ككل بلغت 0.47. وقد تم الحصول علي هذه النتيجة من خلال تقدير نموذج الانحدار المجمع The Pooled Regression Model. (2) إن القيمة المقدرة لمرونة العمالة بالنسبة للناتج تراوحت بين 0.30 و 0.60 في ولايات محددة. وقد تم الحصول علي هذه النتيجة من خلال تقدير نموذج انحدار لكل ولاية من الولايات محل الدراسة علي حدة. (3) إن الأثر الموجب الآني للنمو الاقتصادي علي العمالة يستمر لأرباع سنوية تالية في معظم الولايات المكونة للعينة محل الدراسة.

كما قام Al-Ghannam (2005) بدراسة العلاقة السببية بين النمو الاقتصادي ونمو العمالة في المشروعات الخاصة في المملكة العربية السعودية في الأجلين القصير والطويل خلال الفترة 1973 – 2002. ولتحقيق هذا الهدف ، تم استخدام اختبار التكامل المشترك بطريقة Johansen (1988) ، ونموذج تصحيح الخطأ ، واختبار سببية Granger. وأشارت نتائج هذه الدراسة إلي وجود علاقة سببية أحادة الاتجاه تسير من النمو الاقتصادي إلي نمو العمالة. أي أن التغير في معدل النمو الاقتصادي يساعد في تفسير التغير حجم التوظف في القطاع الخاص وليس العكس.

أما دراسة Onaran (2007) ، فقد ركزت علي تقدير معادلة الطلب علي العمالة باستخدام بيانات سلاسل زمنية مقطعية للصناعات التحويلية في بلدان وسط وشرق أوروبا من أجل اختبار أثر العوامل المحلية (الأجور والناتج) والعوامل الدولية (الصادرات والواردات والاستثمارات الأجنبية المباشرة) علي العمالة خلال فترة التوسع أو إستعادة النشاط الاقتصادي. وأشارت نتائج هذه الدراسة إلي الآتي: (1) إن العمالة لا تستجيب للأجور في أكثر من نصف الحالات. (2) إن القيمة المقدرة لمرونة العمالة بالنسبة للناتج كانت موجبة ومنخفضة في الأجل القصير. (3) عدم وجود علاقة بين النمو الاقتصادي والعمالة في بعض الحالات. (4) إن كل من الاستثمارات الأجنبية المباشرة والتجارة الدولية لا تمنع النقص في الوظائف في الصناعات التحويلية ، حيث كان للعوامل الدولية أثراً موجباً علي العمالة في حالات قليلة جداً ، بالإضافة إلي سيادة الآثار غير المعنوية لهذه العوامل ، ووجود آثار سالبة لها في بعض الحالات.

غير أن دراسة Biyase and Bonga-Bonga (2007) استهدفت دراسة اختبار فرضية نمو البطالة أو النمو بلا تشغيل Jobless Growth في جنوب أفريقيا ، باستخدام نموذج المتجه الهيكلي للانحدار الذاتي The Structural Vector Autoregressive (SVAR) Model. وأشارت نتائج هذه الدراسة إلي أن الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي

الحقيقي بنسبة 1 % تؤدي إلي زيادة العمالة بنسبة 0.20 %. ونظراً لندرة الدراسات التجريبية السابقة التي تناولت أثر النمو الاقتصادي علي العمالة في الدول النامية بصفة عامة والدول العربية بصفة خاصة ، فإن الدراسة الحالية تعتبر مساهمة في الكتابات العربية للأدب الاقتصادي التجريبي المتعلق بالعمالة من حيث المحتوي والمنهجية.

ثانيا- النمو الاقتصادي والعمالة في مصر

يتوقف معدل النمو في حجم التوظف علي معدل النمو المتحقق في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي . ويتحدد معدل نمو إجمالي العمالة الناجم عن النمو الحادث في هذا الناتج في اقتصاد ما بالقدرة الاستيعابية للعمالة في القطاعات المختلفة داخل هذا الاقتصاد. بالنسبة لتطور معدل نمو إجمالي العمالة مقارنة بالنمو الاقتصادي ، يوضح الجدول رقم (1) تطور متوسط معدل النمو في إجمالي العمالة مقارنة بمتوسط معدل النمو الاقتصادي في مصر ، خلال الفترة 1982 – 2006.

جدول رقم (1): تطور متوسط معدل النمو في العمالة مقارنة بمتوسط معدل النمو الاقتصادي في مصر، خلال الفترة 1980 – 2004

متوسط معدل النمو الاقتصادي (%)	متوسط معدل النمو في إجمالي العمالة (%)	الفترة الزمنية
7.2	2.7	**1990 - 1982**
4.8	2.6	**2000 - 1991**
4.0	2.3	**2004 - 2001**
6.8	2.9	**2006 - 2005**

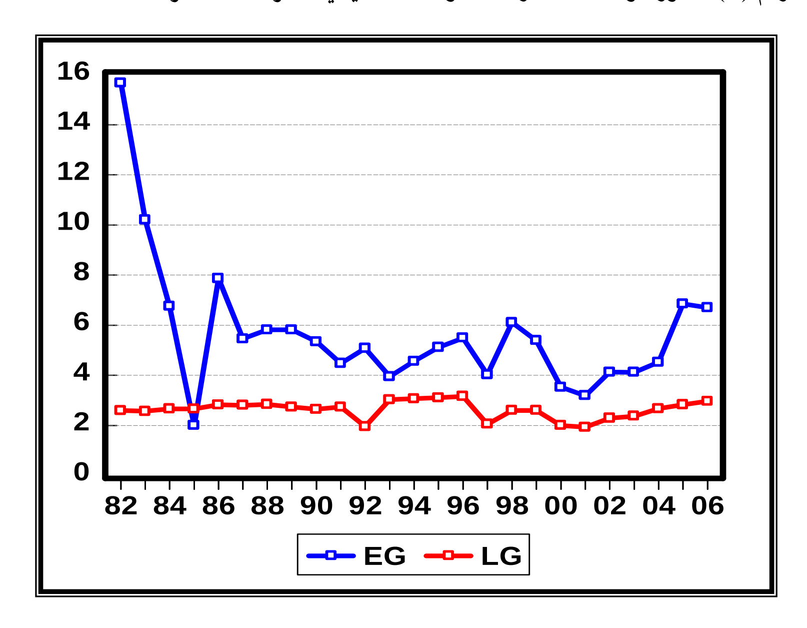
المصدر: مصدر بيانات المتغيرات مذكور في الجدول رقم (2) بملحق الدراسة.

ويتضح من هذا الجدول ما يلي:

- إن النمو الاقتصادي الحادث خلال الفترة محل الدراسة لا يؤدي إلي تحقيق نمو مماثل في حجم التوظف خلال نفس الفترة. فتحقيق معدل نمو معين في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يؤدي إلي تحقيق معدل نمو مساو أو أقل أو أكثر في حجم التوظف. ففي جميع الفترات الفرعية للفترة محل الدراسة ، لم يؤد نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي إلي نمو مواز في حجم التوظف ، ولذلك تعايش النمو الاقتصادي مع معدلات مرتفعة نسبياً من البطالة [انظر الجدول رقم (1) بملحق الدراسة].

- وجود علاقة طردية بين معدل النمو الاقتصادي كمتغير مستقل ومعدل نمو العمالة كمتغير تابع. فعلي سبيل المثال ، عندما انخفض متوسط معدل النمو الاقتصادي إلي 4.8 % خلال الفترة 1991 – 2000 (الفترة الفرعية الثانية) بعد أن كان 7.2 % خلال الفترة 1982 – 1990 (الفترة الفرعية الأولي) انخفض متوسط معدل نمو العمالة إلي 2.6 % خلال الفترة الثانية بعد أن كان 2.7 % في الفترة الأولي. ويمكن تتبع هذه العلاقة الطردية المذكورة بالنظر إلي الشكل رقم (1). حيث بالإطلاع علي هذا الشكل يلاحظ أن هذه العلاقة كانت واضحة في معظم سنوات الفترة محل الدراسة.

جدول رقم (1): تطور نمو العمالة مقارنة بالنمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة 1982 – 2006



<u>المصدر</u>: مصدر البيانات المستخدمة مذكور في الجدول رقم (2) بملحق الدراسة.

ولتحديد درجة ومعنوية الارتباط بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو العمالة ، تم إجراء اختبار الارتباط التقاطعي Cross Correlation بين هذين المتغيرين بفترات مبطأة وفترات قائدة حتي سنتين ($-2 \leq k \leq 2$). ويوضح الجدول رقم (2) نتائج هذا الاختبار.

جدول رقم (2): نتائج اختبار الارتباط التقاطعي بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو العمالة في مصر خلال الفترة 1982 – 2006

عدد الفترات الزمنية (k)	معاملات الارتباط التقاطعي $Corr(LG_t, EG_{t-1})$ $Corr(LG_t, EG_{t+1})$
-2	0.01*
-1	0.04*
0	0.18*
1	0.10*
2	0.11*

المصدر: حسابات الباحث. * معنوي عد مستوي 5 %.

ويتضح من هذا الجدول اتساق الإشارة المقدرة لمعاملات الارتباط التقاطعي مع ما هو متوقع نظرياً ، حيث كانت هناك علاقة ارتباطية موجبة بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو العمالة عند الفترات المبطأة والفترات القائدة. وتشير معاملات الارتباط التقاطعية عند الفترات المبطأة إلي أن الزيادة في معدل النمو الاقتصادي في العام السابق أو العام الذي يسبقه سوف تؤدي إلي زيادة معدل نمو العمالة. وتعكس قيمة هذه المعاملات ضعف العلاقة الارتباطية الموجبة محل التحليل، حيث لم يتجاوز قيمة كل معامل من معاملات الارتباط التقاطعية الخاصة بهذه العلاقة قيمة 0.20.

أما بالنسبة للقدرة الاستيعابية للعمالة للقطاعات داخل الاقتصاد المصري ، فيوضح الجدول رقم (3) تطور العمالة في بعض القطاعات خلال سنوات مختارة خلال الفترة 1982 – 2004. ويتضح من هذا الجدول ما يلي:

-انخفضت القدرة الاستيعابية للعمالة من الذكور في قطاع الزراعة من 45 % عام 1980 إلي 35 % في عام 1990 ، ثم أصبحت 27 % في عام 2000. بعد ذلك زادت هذه القدرة زيادة ضعيفة لتصبح 28 % في عام 2004. أما القدرة الاستيعابية للعمالة من الإناث في هذا القطاع ، فقد انخفضت من 52 % في عام 1990 إلي 39 % في عام 2000 ، ثم أصبحت 28 % في عام 2004.

جدول رقم (3): تطور العمالة في كل من قطاع الزراعة والصناعة والخدمات في مصر ، خلال الفترة 1980 – 2004

القطاع الزراعي		القطاع الصناعي		القطاع الخدمي		السنة
الذكور+	الأناث++	الذكور+	الأناث++	الذكور+	الأناث++	
45	10	21	13	23	69	**1980**
35	52	24	10	41	38	**1990**
27	39	25	7	48	54	**2000**
28	28	23	10	50	62	**2004**

المصدر
http://devdata.worldbank.org/genderRpt.asp?rpt=labor&cty=EGY,Egypt,%20Arab %20Rep.&hm=home2

+ عدد العاملين من الذكور كنسبة مئوية من إجمالي القوة العاملة من الذكور.

++ عدد العاملين من الإناث كنسبة مئوية من إجمالي القوة العاملية من الإناث.

– جاءت القدرة الاستيعابية للعمالة سواء بالنسبة للذكور أو الإناث في قطاع الصناعة منخفضة خلال الأعوام 1990، 2000، 2004 بالمقارنة بمثيلتها الخاصة بقطاعي الزراعة والخدمات خلال نفس السنوات.

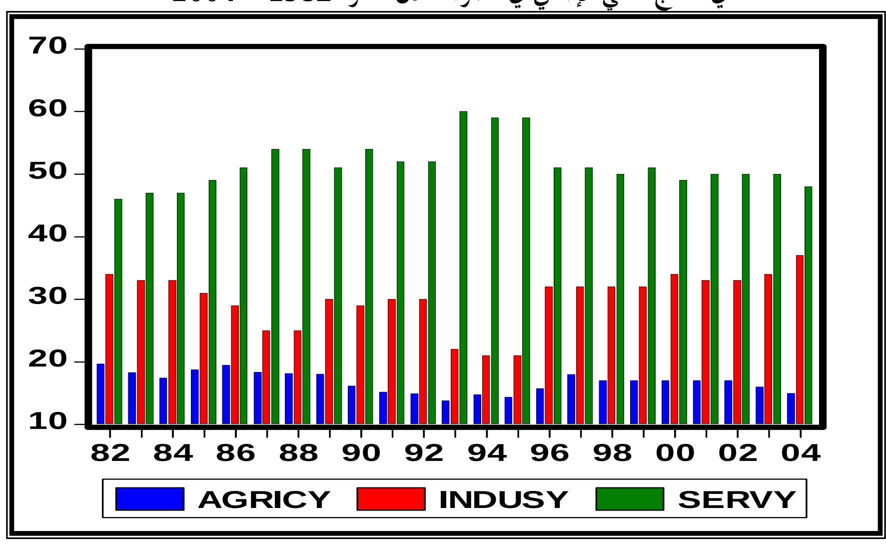
– في عامي 2000 و 2004 احتل القطاع الخدمي أعلي قدرة استيعابية للعمالة بالمقارنة بقطاعي الزراعة والصناعة سواء بالنسبة للذكور أو الإناث. وفي الأعوام 1990 و2000 و2004 كانت القدرة الاستيعابية للعمالة من الذكور في القطاع الخدمي أعلي من مثيلتها الخاصة بقطاعي الزراعة والصناعة. أما في عامي 2000 و2004 كانت القدرة الاستيعابية للعمالة من الإناث في القطاع الخدمي أعلي من مثيلتها الخاصة بقطاعي الزراعة والصناعة. ويعكس هذا أهمية قطاع الخدمات في توظيف الإناث، خاصة أن عدد العاملين من الإناث كنسبة مئوية من إجمالي البطالة في مصر، أثناء السنوات المختارة خلال الفترة 1980 – 2004 كانت أكبر من مثيله الخاص بالذكور خلال نفس السنوات [انظر الجدول رقم (4)]. فقطاع الخدمات يحتل أعلي نسبة من الناتج المحلي الإجمالي بالمقارنة بقطاعي الزراعة والصناعة[انظر الشكل رقم (2)]. ولذلك يتمتع هذا القطاع بأعلي قدرة استيعابية للعمالة [انظر الشكل رقم (3)].

جدول رقم (4): تطور معدلات البطالة حسب النوع في مصر، خلال الفترة 1980 – 2004

السنة	عدد العاملين كنسبة مئوية من إجمالي البطالة	
	الإناث	الذكور
1980	19.2	3.9
1990	17.9	5.2
2000	22.7	5.1
2004	23.9	6.3

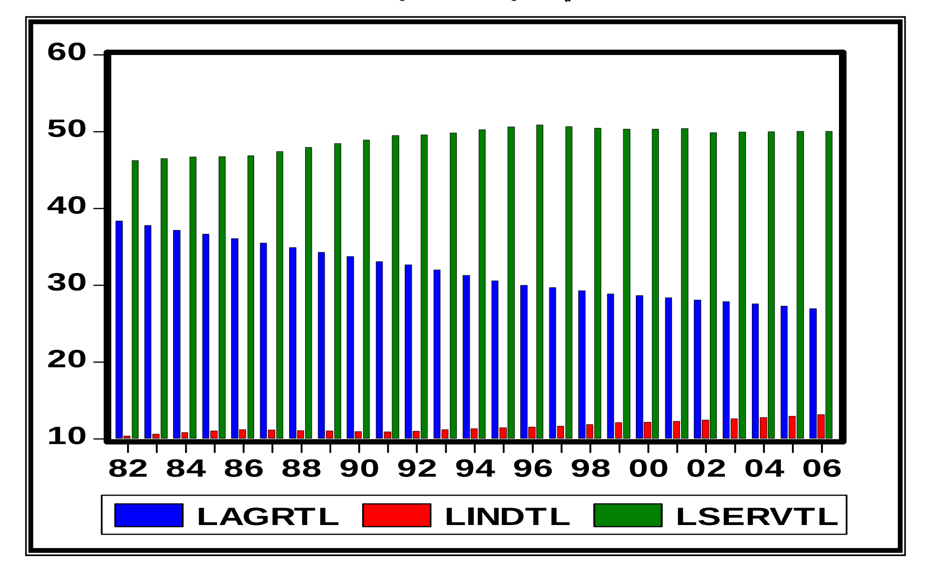
المصدر: نفس مصدر الجدول السابق.

جدول رقم (2): تطور تطور النصيب النسبي لكل من قطاع الزراعة والصناعة والخدمات في الناتج المحلي الإجمالي في مصر، خلال الفترة 1982 – 2004



المصدر: مركز الابحاث الإحصائية والاقتصادية والاجتماعية والتدريب للدول الإسلامية
http:/ www.sesrtcic.org/index_ar.php

جدول رقم (3): تطور تطور حجم العمالة كنسبة من إجمالي العمالة في كل من قطاع الزراعة والصناعة والخدمات في مصر، خلال الفترة 1982 – 2004



المصدر: وزارة التنمية الاقتصادية http://www.mop.gov.eg/arabic.htm

ثالثا–المنهجية والنتائج التجريبية

تتلخص المنهجية المستخدمة في هذه الدراسة في إتباع الخطوات التالية: (1) تحديد نموذج الطلب علي العمالة المستخدم. (2) اختبار سكون المتغيرات باستخدام اختبار KPSS. (3) اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج اختبار الحدود. (4) تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد لنموذج ARDL (ARDL-ECM). (5) اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات ARDL- ECM. (6) اختبار الأداء التنبؤي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المقدر.

1– **تحديد نموذج الطلب علي العمالة:** بالاستناد إلي الدراسات التجريبية السابقة التي تناولت سواء الكثافة العمالة للنمو الاقتصادي أو محددات الطلب علي العمالة* يمكن بيان نموذج الطلب علي العمالة المستخدمة في هذه الدراسة علي النحو التالي:

* انظر علي سبيل المثال : Saget, 2000; Chletsos, 2005; Kamgnia, 2006.

$$LG_t = f\ (\overset{+}{EG_t}, \overset{-}{GFCFY_t}, \overset{+}{XY_t}, \overset{-}{MY_t}, \overset{+}{FDIY_t}, \overset{\pm}{T_t})\ (4)$$

حيث أن :

LG = معدل النمو في إجمالي العمالة

EG = معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي

$GFCFY$ = إجمالي تكوين رأس المال الثابت الحقيقي كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي

XY = الصادرات السلعية الإجمالية كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي

MY = الواردات السلعية الإجمالية كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي

$FDIY$ = صافي التدفقات الداخلية للاستثمارات الأجنبية المباشرة كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي

T_t= الاتجاه العام

يرتبط الطلب علي العمالة بالطلب الكلي علي الناتج الحقيقي ارتباطاً طردياً. بمعني أن الزيادة في الطلب الكلي علي الناتج الحقيقي سوف تؤدي إلي زيادة الطلب علي العمالة لزيادة العرض الكلي بالقدر اللازم لمواجهة الزيادة المتحققة في الطلب الكلي والعكس صحيح. وتوجد علاقة عكسية بين إجمالي تكوين رأس المال الثابت الحقيقي كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والطلب علي العمالة.

ويمكن التمييز بين عدة آثار محتملة لتطبيق سياستي الإحلال محل الواردات (تخفيض MY_t) وتشجيع الصادرات (زيادة XY_t) علي العمالة كما يلي (Watanabe, 1972: 499; Parikh, 1980: 40):

● **أثر مباشر**: يتمثل الأثر المباشر لسياستي الإحلال محل الواردات وتشجيع الصادرات علي العمالة في الأثر الحالي للزيادة في إنتاج كل من صناعات الإحلال محل الواردات وصناعات تشجيع الصادرات علي العمالة. فالنقص في الواردات والزيادة في الصادرات نتيجة تطبيق السياستين المذكورتين علي الترتيب سوف يؤديان إلي خلق عمالة مباشرة من أجل زيادة الإنتاج داخل الصناعات المذكورة.

● **أثر الروابط**: إن أثر الروابط لسياستي الإحلال محل الواردات وتشجيع الصادرات علي العمالة يتمثل في أثر الزيادة في إنتاج الصناعات الأخري المرتبطة بكل من صناعات الإحلال محل الواردات وصناعات تشجيع الصادرات علي العمالة. ويحدث هذا الأثر نتيجة العلاقات

التشابكية بين كل من صناعات الإحلال محل الواردات وصناعات تشجيع الصادرات والصناعات الأخري التي تمدها بمستلزمات الإنتاج (المواد الخام والسلع الوسيطة) المطلوبة. ومن ثم فإن الزيادة في إنتاج كل من صناعات الإحلال محل الواردات وتشجيع الصادرات سوف تؤدي إلي زيادة إنتاج الصناعات الأخري المرتبطة بها ، مما يؤدي إلي خلق فرص جديدة للعمالة داخل الصناعات الأخيرة.

- **أثر المضاعف**: يمكن تعريف أثر المضاعف لسياستي الإحلال محل الواردات وتشجيع الصادرات علي العمالة بأنه عبارة عن أثر الزيادة في الطلب الكلي الفعال الناجمة عن الزيادة في الدخل الكلي – الناجمة بدورها عن الزيادة في العمالة نتيجة كل من الأثر المباشر وأثر الروابط للسياستين المذكورتين – علي العمالة.

- **أثر الصرف الأجنبي**: يتمثل أثر الصرف الأجنبي لسياستي الإحلال محل الواردات وتشجيع الصادرات علي العمالة في أثر الزيادة في حصيلة الصرف الأجنبي الناجمة عن الزيادة في الصادرات ونقص الوارادات نتيجة تطبيق السياستين المذكورتين علي العمالة. فالزيادة في هذه الحصيلة تؤدي إلي زيادة قدرة الاقتصاد القومي علي استيراد ما يلزم للعملية الإنتاجية داخل كل من صناعات الإحلال محل الواردات وصناعات تشجيع الصادرات من المواد الخام والسلع الوسيطة والاستثمارية. وهذا بدوره يؤدي إلي زيادة الإنتاج والعمالة داخل هذه الصناعات.

ويتوقع أن يكون للتدفقات الداخلية للاستثمارات الأجنبية المباشرة أثراً موجباً أو سالباً علي العمالة. ويتحقق الأثر الموجب لهذه الاستثمارات في حالة مساهمتها في توليد فرص عمل جديدة داخل الاقتصاد القومي. أما الأثر السالب للاستثمارات المذكورة ـــ فتحدث إذا أدت هذه الاستثمارات إلي نقص الاستثمارات المحلية ، مما يؤدي إلي خفض النمو الاقتصادي الأمر الذي يؤدي إلي نقص حجم العمالة.

ومن الممكن أن يكون لمتغير الاتجاه العام أثر موجباً أو سالباً علي العمالة. فالإشارة الموجبة لمعامل انحدار الاتجاه العام تشير إلي أن اتجاه الزمن يعكس أثر انخفاض نسبة الأجر إلي سعر الفائدة. فانخفاض نسبة الأجر إلي سعر الفائدة سوف يؤدي إلي زيادة الطلب علي العمالة. أما الإشارة السالبة لهذا المعامل ، فتشير إلي أن اتجاه الزمن يعكس تطور رصيد رأس المال والتكنولوجيا عبر الزمن. فزيادة رصيد رأس المال وتطور التكنولوجيا عبر الزمن سوف يؤديان إلي زيادة إنتاجية عنصر العمل وتخفيض الطلب علي العمالة.

وتستخدم هذه الدراسة بيانات سنوية عن الاقتصاد المصري تغطي الفترة من عام 1981 حتي عام 2006. ويوضح الجدول رقم (2) بملحق الدراسة تعريف المتغيرات ومصادر البيانات المستخدمة في التقدير.

2- اختبار سكون المتغيرات باستخدام اختبار KPSS: قبل تطبيق منهج ARDL للتكامل المشترك للمتغيرات محل الدراسة يجب أولاً تحديد رتبة التكامل المشترك لهذه المتغيرات. والهدف من ذلك هو التأكد من أن المتغيرات محل الاهتمام ليست ساكنة في الفروق الثانية لقيمها أو متكاملة من الرتبة الثانية [أي I(2)] ، من أجل تجنب النتائج المضللة. ففي حالة وجود متغيرات متكاملة من الرتبة الثانية ، فإن القيمة الحرجة لاختبار-F المحسوبة بواسطة Pesaran et al. (1999) لا يمكن تطبيقها ، بسبب أن المنهج المذكور مبني علي افتراض أن المتغيرات أما أن تكون متكاملة من الرتبة صفر] أي I(0)] أو متكاملة من الرتبة واحد صحيح [أي I(1)] (Frimpong and Oteng-Abayie, 2006: 9). ولهذا ، فإن القيام بتطبيق اختبار جذر الوحدة لتحديد رتبة التكامل المشترك قبل تطبيق منهج ARDL للتكامل المشترك لا يزال ضروري للتأكد من عدم وجود أي متغير متكامل من الرتبة الثانية أو أكثر.

ولتحديد رتبة التكامل المشترك للمتغيرات محل الدراسة سوف يتم استخدام اختبار Kwiatkowski , Phillips, Schmidt and Shin (KPSS, 1992). يوضح الجدول رقم (3) بملحق الدراسة نتائج تطبيق هذا الاختبار للمتغيرات المستخدمة في التقدير. ويتضح من هذا الجدول سكون القيم الأصلية لمستويات هذه المتغيرات. ومن ثم يمكن القول بأن المتغيرات محل الدراسة متكاملة من الرتبة صفر ، أي I(0).

3- اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج ARDL: هناك عدة اختبارات لاختبار وجود تكامل مشترك بين المتغيرات (وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات) منها: اختبار Engle and Granger (1987) ، اختبار Johansen (1988; 1991) ، اختبار Johansen and Juselius (1990) ، اختبار Gregory and Hansen (1996).

إن اختبارات التكامل المشترك السابق ذكرها تتطلب أن تكون المتغيرات محل الدراسة متكاملة من نفس الرتبة. كما أن هذه الاختبارات ينتج عنها نتائج غير دقيقة في حالة إذا كان حجم عينة الدراسة (عدد المشاهدات) صغيراً. ونتيجة لهاتين المشكلتين أصبح منهج اختبار الحدود The Bounds Testing Approach شائع الاستخدام في السنوات الأخيرة. وقد تم نشر

هذا المنهج بواسطة كل من Pesaran and Pesaran (1995) ، Pesaran and Smith (1998) ، Pesaran and Shin (1999) ، Pesaran et al., (2001).

ويتميز منهج اختبار الحدود بعدة مزايا منها (Frimpong-Oteng-Abayie, 2006: 6; Shrestha, 2005: 2-3): (1) أنه يمكن تطبيقه بغض النظر عما إذا كانت المتغيرات محل الدراسة متكاملة من الرتبة صفر ، أي I(0) أو متكاملة من الرتبة واحد صحيح ، أي I(1) أو متكاملة من نفس الرتبة. (2) أن نتائج تطبيقه تكون جيدة في حالة إذا كان حجم العينة (عدد المشاهدات) صغيراً كما في حالة الدراسة الحالية. وهذا عكس معظم اختبارات التكامل المشترك التقليدية التي يتطلب أن يكون حجم العينة كبيراً حتي تكون النتائج أكثر كفاءة. (3) إن استخدامه يساعد على تقدير مكونات الأجلين الطويل والقصير معاً في نفس الوقت.

ونظراً لأن الدراسة – كما سبق ذكره – سوف تقوم باستخدام نموذج للطلب علي العمالة ، فإن اختبار التكامل المسترك طبقاً لاختبار الحدود لهذا النموذج سوف يتم من خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model (UECM) لهذا النموذج كالآتي:

$$\Delta LG_t = \alpha_0 + \Pi_1 LG_{t-1} + \Pi_2 EG_{t-1} + \Pi_3 GFCFY_{t-1} + \Pi_4 XY_{t-1} + \Pi_5 MY_{t-1} + \Pi_6 FDIY_{t-1} + \sum_{i=1}^{p}\beta_{1i}\Delta LG_{t-i} + \sum_{i=0}^{q}\beta_{2i}\Delta EG_{t-i} + \sum_{i=0}^{q}\beta_{3i}\Delta GFCFY_{t-i} + \sum_{i=0}^{q}\beta_{4i}\Delta XY_{t-i} + \sum_{i=0}^{q}\beta_{5i}\Delta MY_{t-i} + \sum_{i=0}^{q}\beta_{6i}\Delta FDIY_{t-i} + T + U_t \qquad (5)$$

حيث أن:

Δ = معامل الفروق الأولى

U = حد الخطأ العشوائي

وفي هذه المعادلة تتمثل فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات تتمثل في الآتي: $H_0 : \Pi_1 = \Pi_2 = \Pi_3 = \Pi_4 = \Pi_5 = \Pi_6 = 0$ مقابل الفرضية البديلة التي تتمثل في الآتي: $H_1 : \Pi_1 \neq \Pi_2 \neq \Pi_3 \neq \Pi_4 \neq \Pi_5 \neq \Pi_6 \neq 0$.

ويشار إلي ذلك بما يلي:

$$\mathbf{F}_{LG}(LG \mid EG, PCSY, XY, MY, FDIY).$$

وبتقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد [أي المعادلة رقم (5)] ، فإن معامل الأثر طويل الأجل لمتغير مستقل ما هو عبارة عن حاصل قسمة معامل هذا المتغير المبطأ لفترة واحدة (مضروباً في إشارة سالبة) على معامل المتغير التابع المبطأ لفترة واحدة (Keong et al.,

2005: 16; Chang et al., 2005: 123;). فعلي سبيل المثال ، في المعادلة السابقة، فإن معامل الأثر طويل الأجل للنمو الاقتصادي عبارة عن $-\left(\frac{\Pi_2}{\Pi_1}\right)$. أما معاملات الآثار قصيرة الأجل لهذه المعادلة ، فهي عبارة عن معاملات الفروق الأولي للمتغيرات في نفس المعادلة المذكورة.

ولتطبيق اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود يستلزم القيام بأربعة إجراءات: يتمثل الإجراء الأول في اختبار فترة الإبطاء المثلي للفروق الأولي لقيم المتغيرات في UECM [أي المعادلة رقم (5)] ، وذلك باستخدام نموذج متجه انحدار ذاتي غير مقيد Unrestricted Vector Autoregressive Model مع وجود حد ثابت واتجاه عام. وسوف يتم ذلك باستخدام خمسة معايير مختلفة لتحديد هذه الفترة هي: معيار معلومات Akaike (AIC; 1973) ، معيار معلومات Schwarz (SC; 1978) ، معيار معلومات Hannan and Quinn (HQ; 1979) ، معيار خطأ التوقع النهائي Final Prediction Error (FPE) المقترح من جانب Akaike (1969) ، ومعيار LR. وعند تطبيق هذه المعايير تم البدء باستخدام فترة إبطاء مساوية لعدد 2 بافتراض وجود حد ثابت واتجاه عام. وأكدت كافة المعايير باستثناء معيار LR (الذي كانت فترة الإبطاء المختارة طبقاً له مساوية للواحد الصحيح) علي أن فترة الإبطاء المثلي هي تساوي 2 [انظر الجدول رقم (5)]. وقد تم – بعد تجارب مبدئية – اختيار فترة الإبطاء المساوية للواحد الصحيح لأنها كانت متسقة مع جودة النموذج المستخدم.

جدول (5): معايير اختيار فترة الإبطاء المثلي لنماذج تصحيح الخطأ غير المقيدة

HQC	SC	AIC	FPE	*LR*	فترة الإبطاء
22.19785	22.66518	22.06831	155.17706	NA	**0**
22.08295	23.95229	21.56481	119.1279	51.11697*	**1**
18.83891*	22.1124*	17.93215*	12.95548*	49.42860	**2**

*** تشير إلي فترة الإبطاء المختارة بواسطة المعيار.**

والإجراء الثاني يتمثل في تقدير UECM بواسطة طريقة المربعات الصغري العادية (OLS). ولتحديد كل نموذج من هذه النماذج تم اتباع إجراء اختبار النموذج الذي ينتقل من العام إلي الخاص General to Specific والذي يتمثل في الغاء متغير الفروق الأولي

لأي متغير تكون القيم المطلقة لإحصاء – t الخاصة به أقل من الواحد الصحيح ، وذلك بشكل متتالي (Tang, 2002: 10).

والإجراء الثالث يتمثل في اختبار المعنوية المشتركة لمعاملات مستويات المتغيرات المبطأة لفترة واحدة بواسطة اختبار Wald (إحصاء اختبار–F).

أما الإجراء الرابع ، فيتمثل في مقارنة قيمة إحصاء –F المحسوبة لمعاملات المتغيرات المستقلة المبطأة لفترة واحدة بقيمة إحصاء –F الحرجة (الجدولية) المناظرة المحسوبة في Pesaran et al. (1999). ونظراً لأن اختبار–F له توزيع غير معياري ، فإن هناك قيمتين حرجتين لإحصاء هذا الاختبار: قيمة الحد الأدني وتفترض أن كل المتغيرات ساكنة في قيمها الأصلية (أو في مستواها) ، بمعني أنها متكاملة من الرتبة صفر [أي I(0)]. قيمة الحد الأعلي وتفترض أن المتغيرات ساكنة في الفروق الأولي لقيمها ، بمعني أنها متكاملة من الرتبة واحد صحيح [أي I(1)]. قيمة الحد الأعلي وتفترض أن المتغيرات ساكنة في الفروق الأولي لقيمها، بمعني أنها متكاملة من الرتبة واحد صحيح [أيI(1)].

فإذا كانت قيمة إحصاء–F المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلي ، فسوف يتم رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات بغض النظر عن رتب التكامل المشترك للمتغيرات ، ويعني ذلك وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات.

وإذا كانت قيمة إحصاء– F المحسوبة أقل من قيمة الحد الأجني ، فلا يمكن رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات. ويعني ذلك عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات.

أما إذا كانت قيمة إحصاء– F المحسوبة تقع بين قيم الحدين الأدني والأعلي ، فإن النتائج سوف تكون غير محددة. ويعني ذلك عدم القدرة على اتخاذ قرار لتحديد عما إذا كان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه.

لاحظ أنه إذا كانت كل المتغيرات متكاملة من الرتبة واحد صحيح ، أي I(1) ، فإن القرار الذي يتم اتخاذه لتحديد عما إذا كان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه سوف يتم علي أساس مقارنة قيم إحصاء– F المحسوبة بالقيمة الحرجة للحد الأعلي. وبالمثل ، إذا كانت كل المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر ، أي I(0) ، فإن هذا القرار سوف يتم اتخاذه علي أساس مقارنة قيمة إحصاء– F المحسوبة بالقيمة الحرجة للحد الأدني (Keong et al., 2005: 15).

ويوضح الجدول رقم (6) نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود. ويتضح من هذا الجدول إن قيمة إحصاء–F المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة للحد الأدني المناظرة عند

مستوي معنوية 1 %. ومن ثم ، فإن فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات يتم رفضها. ويعني ذلك وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات في النموذج المستخدم.

جدول (6): نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود

العلاقة الدالية	إحصاء-F	P-value
$F_{LG}(LG\| EG, GFCFY, XY, MY, FDIY)$	7.448	0.006***
مستوي المعنوية	القيم الحرجة (الجدولية) لإحصاء F قيمة الحد الأدني [I (0)] عندk = 5	
1 %	3.93	
5 %	3.12	
10 %	2.75	

ملاحظات:

- القيم الحرجة مأخوذة من:

Pesaran et al., 1999: Table CI.v: Case V with Unrestricted Intercept and Unrestricted Trend

*** معنوي عند مستوي 1 %.** معنوي عند مستوي 5 %. * معنوي عند مستوي 10 %.

- تشير k إلي عدد المتغيرات المستقلة في النموذج. – نموذج ARDL - التي تم اختياره بواسطة SC.

4–تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيدة لنموذج ARDL (ARDL- ECM)

يوضح الجدول رقم (7) نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ لنموذج ARDL (1,1,1) المختار بواسطة SC . وقبل اعتماد هذا النموذج لاستخدامه في تقدير الآثار قصيرة وطويلة الأجل ينبغي التأكد من جودة أداء هذا النموذج. ويتم ذلك بإجراء الاختبارات التشخيصية التالية:

1. اختبار مضروب لاجرانج للارتباط التسلسلي بين البواقي Lagrange Multiplier Test of Residual [Breush-Godfrey (BG)].
2. اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالانحدار الذاتي Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH).
3. اختبار التوزيع الطبيعي لأخطاء العشوائية [Jarque-Bera (JB)].

4. اختبار مدى ملائمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي لهذا النموذج [Ramsey (RESET)].
5. اختبار الازدواج الخطي (معامل الارتباط بين كل متغيرين مستقلين)

جدول (7): نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ لنموذج
ARDL (1,1,1) المختار بواسطة SC (المتغير التابع : $\Delta \ln LG_t$)

المتغيرات المستقلة	القيمة المقدرة لمعامل الانحدار		قيمة الاحتمال P-value
LG_{t-1}	-1.672***		0.001
EG_{t-1}	0.288***		0.002
$GFCFY_{t-1}$	-0.042***		0.006
XY_{t-1}	0.227**		0.015
MY_{t-1}	-0.321***		0.003
$FDIY_{t-1}$	0.258**		0.015
ΔLG_{t-1}	0.339*		0.084
ΔEG_t	0.073**		0.033
ΔEG_{t-1}	-0.034		0.143
$\Delta GFCFY_{t-1}$	0.134***		0.003
ΔXY_t	0.040		0.472
ΔMY_{t-1}	0.131***		0.008
$\Delta FDIY_{t-1}$	-0.310**		0.029
T_t	-0.157***		0.004
الحد الثابت	10.157***		0.001
R^2	0.93		
F	7.117*** (0.004)		
الاختبارات التشخيصية+			
JB(2)	BG LM (2)	ARCH (1)	RESET (1)
χ^2 =0.818 (0.664)	F=0.515 (0.622)	F=0.009 (0.924)	F =0.775 (0.408)

ملاحظات:
*** معنوي عند مستوي 1 %. ** معنوي عند مستوي 5 %. *معنوي عند مستوي 10 %.
+ الأرقام بين الأقواس تمثل قيم الاحتمال (p-value).

ويتضح من هذا الجدول ما يلي:

1. يشير إحصاء اختبار BG LM إلي خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي.
2. يشير إحصاء ARCH إلي عدم رفض فرضية العدم القائلة بثبات تباين حد الخطأ العشوائي Homoscedasticity في النموذج المقدر.
3. يشير إحصاء اختبار JB إلي عدم رفض الفرضية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعاً طبيعياً في النموذج محل التقدير.
4. يشير إحصاء اختبار RESET إلي صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج المستخدم.

ولاختبار عما إذا كان هناك مشكلة ازدواج خطي Multicollinearity في النموذج المقدر تم تقدير معامل الارتباط بين كل متغيرين مستقلين من المتغيرات المستقلة لهذا النموذج. وكقاعدة عامة، توجد مشكلة ازدواج خطي حادة في حالة إذا كانت قيمة معامل الارتباط بين متغيرين مستقلين داخل معادلة ما أكبر من 0.7 (Ruth, 2005: 12). ويشمل الجدول رقم (4) بملحق الدراسة مصفوفة معاملات الارتباط للمتغيرات المستخدمة في التقدير التي توضح معامل الارتباط بين كل متغيرين. يتضح من هذا الجدول أن قيمة معامل الارتباط بين كل متغيرين مستقلين لم يتجاوز 0.7. ومن ثم لا توجد مشكلة ازدواج خطي في النموذج المقدر.

وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلي ارتفاع القوة التفسيرية للمتغيرات المستقلة محل الاهتمام (0.93). كما تشير قيمة إحصاء اختبار – F إلي جودة النموذج المقدر ككل من الناحية الإحصائية.

وعند التقدير تم اتباع طريقة Tang (2002) _ السابق استخدامها عند تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد – التي تتلخص في الغاء المتغير المستقل الذي تكون القيمة المطلقة لإحصاء – t الخاصة به أقل من الواحد الصحيح ، وذلك بشكل متتالي. ويتضح من هذا الجدول ما يلي:

- وجود أثر موجب ومعنوي ضعيف للنمو الاقتصادي علي العمالة في الأجل القصير. فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية للعمالة بالنسبة للنمو الاقتصادي حوالي 0.07. ويعني هذا أن الزيادة في النمو الاقتصادي بنسبة 1 % سوف تؤدي إي زيادة معدل نمو العمالة بحوالي 0.07 % في الأجل القصير.
- وجود أثر موجب ومعنوي ضئيل للنمو الاقتصادي علي العمالة في الإجل الطويل. فقد بلغت قيمة المرونة الجزئية للعمالة بالنسبة للنمو الاقتصادي حوالي 0.17 -/0.288)-]

(1.672. ويعني هذا أن الزيادة في النمو الاقتصادي بنسبة 1 % سوف تؤدي إلي زيادة نمو العمالة بحوالي 0.17 % في الأجل الطويل.

- علي الرغم من وجود أثر موجب ومعنوي (موجب وغير معنوي) للصادرات السلعية الإجمالية كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي في الأجل الطويل (الأجل القصير). فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية للعمالة بالنسبة للصادرات السلعية الإجمالية في الأجل الطويل حوالي 0.14 ويعكس هذا أهمية العمل علي زيادة الاهتمام بصناعات تشجيع الصادرات.
- وجود أثر موجب (سالب) ومعنوي للواردات السلعية الإجمالية في العام السابق علي العمالة في الأجل القصير (الأجل الطويل). فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية للعمالة بالنسبة للواردات السلعية الإجمالية في الأجل الطويل حوالي 0.19-. ويعني هذا أن خفض هذه الواردات بنسبة 1 % سوف تؤدي إلي زيادة معدل نمو العمالة بحوالي 0.19 %. ويعكس هذا أهمية العمل علي تشجيع صناعات الإحلال محل الواردات.
- وجود أثر سالب (موجب) ومعنوي لصافي تدفقات الاستثمارات الأجنبية المباشرة من الناتج المحلي الإجمالي في العام السابق علي العمالة في الجل القصير (الأجل الطويل). فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية بالنسبة لهذه الاستثمارات في الأجل الطويل حوالي 0.15.
- وجود أثر سالب ومعنوي (موجب) ضعيف لإجمالي التكوين الرأسمالي الثابت الحقيقي كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي علي العمالة في الإجل الطويل (الأجل القصير).
- وجود أثر سالب ومعنوي للاتجاه العام علي العمالة. فزيادة رصيد رأس المال وتطور التكنولوجيا عبر الزمن يؤديان إلي زيادة إنتاجية عنصر العمل وتخفيض الطلب علي العمالة.

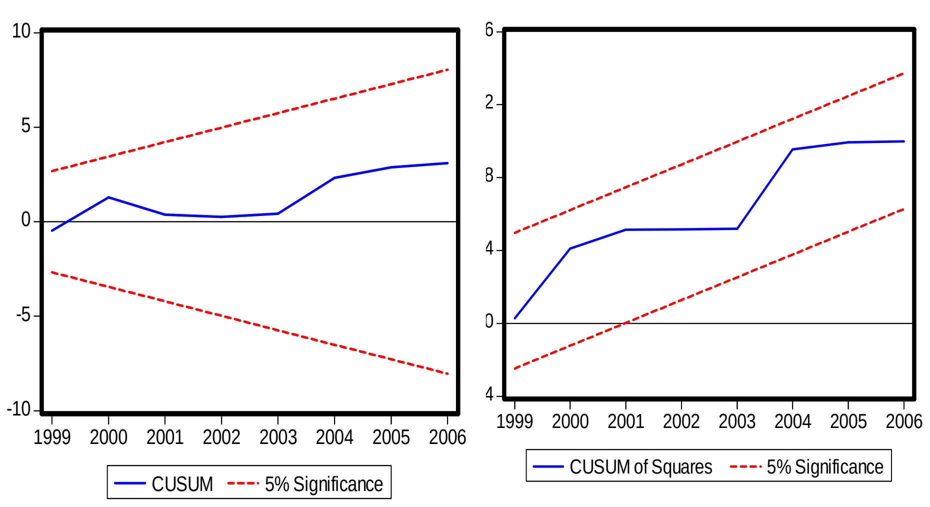
5-اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات ARDL-ECM: وبإتباع Pesaran and Pesaran (1997) فإن الخطوة التالية بعد تقدير صيغة تصحيح الخطأ لنموذج ARDL يتمثل في اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات الأجلين القصير والطويل. ولتحقيق ذلك سوف يتم استخدام اختبارين هما (Brown et al., 1975): اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة Cumulative Sum of Recursive Residual (CUSUM) ، اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (CUSUMSQ) .

ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة لصيغة تصحيح الخطأ لنموذج ARDL إذا وقع الشكل البياني لإحصاء كل من CUSUM و CUSUMSQ داخل الحدود الحرجة

عند مستوي معنوية 5 %. ومن ثم تكون هذه المعاملات غير مستقرة إذا انتقل الشكل البياني لإحصاء الاختبارين المذكورين خارج الحدود الحرجة عند هذا المستوي.

ويتضح من الشكل رقم (4) أن المعاملات المقدرة لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المستخدم مستقرة هيكلياً عبر الفترة محل الدراسة، حيث وقع الشكل البياني لإحصاء الاختبارين المذكورين لهذا النموذج داخل الحدود الحرجة عند مستوي معنوية 5 %.

شكل رقم (4): الأشكال البيانية لإحصاء كل من CUSUM و CUSUMSQ لاستقرار معاملات نموذج تصحيح الخطأ لنموذج ARDL المختار



المصدر: حسابات الباحث.

6- **اختبار الأداء التنبؤي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المقدر**: نظراً لأن جودة النتائج المقدرة تعتمد علي جودة الأداء التنبؤي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المقدر ، فإنه يجب التأكد من أن هذا النموذج يتمتع بقدرة جيدة علي التنبؤ خلال الفترة الزمنية للتقدير. ولتحقيق ذلك سوف يتم استخدام أهم مقاييس الأداء التنبؤي للنماذج الاقتصادية الكلية القياسية خلال الفترة الزمنية للتقدير وهي: معامل عدم التساوي المقترح بواسطة Theil (U) ، ونسب عدم التساوي (مصادر الخطأ) التي تتكون من ثلاثة نسب: أولها نسبة التحيز (U^M) . وثانيها نسبة التباين (U^S). وثالثها نسبة التغاير (U^C).

ويوضح الجدول رقم (4) بملحق الدراسة نتائج تقييم الأداء التنبؤي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد بطريقة نموذج ARDL. ويتضح من هذا الجدول ما يلي: (1) تبلغ U قيمة منخفضة ، وأقل من الواحد الصحيح. (2) إن U^{M} قيمة كانت مساوية للصفر. (3) إن U^{S} قيمة كانت قريبة من الصفر. (4) إن U^{C} قيمة كانت قريبة من الواحد الصحيح. ومن ثم يمكن القول بأن نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المستخدم يتمتع بأداء تنبؤي جيد خلال الفترة محل الدراسة. هذا الأداء الجيد يمكن تتبعه بمجرد النظر إلي الشكل رقم (5) الذي يوضح سلوك القيم الفعلية والمقدرة لإجمالي العمالة طبقاً لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المقدر. ومن ثم يمكن الاعتماد علي نتائج هذا النموذج لإغراض السياسات الاقتصادية.

شكل رقم (5): القيم الفعلية والمقدرة لإجمالي العمالة : مصر ، 1982 – 2006

المصدر: حسابات الباحث.

رابعا– أهم الاستنتاجات لأغراض السياسات

إن الهدف الرئيس لسياسة التنمية ليس فقط خلق الطاقة الإنتاجية والتوسع فيها ولكن أيضاً توليد فرص العمالة. واستناداً إلي النتائج التجريبية لهذه الدراسة يمكن زيادة الكثافة العمالية للنمو الاقتصادي بصفة خاصة، وزيادة حجم العمالة بصفة عامة من خلال كل من تطبيق سياسات تكفل تحقيق نمو اقتصادي مستدام، وزيادة طاقة الاقتصاد القومي علي استيعاب المزيد من العمالة.

1-**تطبيق سياسات تكفل تحقيق نمو اقتصادي مستدام**: تتمثل أهم العناصر اللازمة لتحقيق نمو مستدام في الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج ، ومن ثم النمو الاقتصادي في الآتي (Tahari et al., 2004; Kamgnia, 2006):

- توافر مؤسسات علي درجة عالية من الجودة: ويتطلب ذلك وجود عدة أمور منها: سيادة حكم القانون ، ووجود جودة بيروقراطية جيدة ، ووجود درجة منخفضة من الفساد ، ومصداقية مرتفعة للحكومة في تنفيذ العقود.
- تنمية رأس المال البشري: ويتطلب ذلك العمل علي زيادة حجم الخدمات الصحية والتعليمية وتحسين جودتها ، وتكوين المهارات.
- وجود بيئة لسياسة اقتصادية كلية مواتية: وتتمثل عناصر هذه البيئة في وجود مستويات منخفضة لكل من الدين الخارجي ، والاستهلاك الحكومي ، ووجود مستويات مرتفعة من الاحتياطيات الدولية.
- تنويع القاعدة الاقتصادية: وذلك من أجل حلف فرص عمل أكثر والحصول علي مصادر متعددة للدخل.

2- **زيادة طاقة الاقتصاد علي استيعاب العمالة**: إن رفع القدرة الاستيعابية للاقتصاد المصري لاستيعاب كافة العاملين الجدد الذي يدخلون سوق العمل لأول مرة يتطلب الآتي:

- بذل الجهود لتشجيع إنتاج السلع المعدة للتصدير. حيث اتضح من النتائج وجود أثر موجب ومعنوي للصادرات السلعية الإجمالية في الأجل الطويل. ففي الاقتصاديات الآسيوية ذات الأداء الاقتصادي المرتفع ، يؤدي تحقيق معدل نمو اقتصادي يتراوح من 5 % إلي 8 % إلي زيادة معدل نمو العمال بنسب تتراوح من 2.5 % إلي 4 %(Altman, 2003: 20). ففي هذه الدول تعتمد معدلات التغير السنوي لكل من العمالة والنمو علي التوسع السريع في الصادرات الصناعية منخفضة التكلفة ، والتي تنتج بتكلفة منخفضة.
- تشجيع صناعات الإحلال محل الواردات التي تشكل المواد الأولية الزراعية المحلية نسبة كبيرة من المدخلات المحلية الكلية لها. وهذا لايؤدي إلي زيادة حجم الإنتاج الزراعي فقط ، وإنما يوسع علاقات التشابك الأمامية والخلفية مع القطاع الصناعي ، مما يؤدي إلي زيادة حجم التوظف. فقد اتضح من النتائج إن خفض الواردات السلعية الإجمالية بنسبة 1 % سوف يؤدي إلي زيادة معدل النمو في العمالة بنسبة 0.19 % في الأجل الطويل.
- الاهتمام المستمر بتطبيق سياسات اقتصادية كلية تساعد علي اجتذاب تدفقات الاستثمارات الأجنبية المباشرة لضمان تعظيم الفوائد أو المزايا الاقتصادية من وجود هذه

الاستثمارات. فقد اتضح من النتائج وجود أثر موجب ومعنوي لهذه الاستثمارات علي العمالة في الأجل الطويل. وفي هذا المجال ينبغي اعطاء المزيد من الاهتمام لتدفقات الاستثمارات الأجنبية المباشرة إلي الصناعات كثيفة العمالة.

- الاهتمام بقطاعات الخدمات الإنتاجية (مثل : النقل ، الاتصالات ، قناة السويس ، والتجارة ، والمال والتأمين ، والمطاعم والفنادق) وقطاعات الخدمات الأجتماعية (مثل: الإسكان ، والخدمات الشخصية والاجتماعية ، والخدمات الحكومية). فقد اتضح من التحليل إن قطاع الخدمات يختل النصيب الأكبر من إجمالي العمالة، أي أن هذا القطاع له طاقة استيعابية للعمالة أكبر بالمقارنة بباقي القطاعات الأخري. ونظراً معظم مشروعات هذا القطاع هي مشروعات صغيرة ومتوسطة ، فيجب علي الحكومة اعطاء المزيد من الاهتمام لهذه المشروعات من أجل تحقيق معدلات مرتفعة من النمو ، وذلك لتحقيق معدلات مرتفعة من العمالة.

خاتمة

استهدفت هذه الدراسة قياس أثر النمو الاقتصادي علي العمالة في الأجلين القصير والطويل في الاقتصاد المصري خلال الفترة 1982- 2005. ولتحقيق هذا الهدف تم تطبيق نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد من خلال استخدام منهج اختبار الحدود للتكامل المشترك The Bounds Testing Approach to Cointegration المقترح من جانب Pesaran et al., (2001) ، ونموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة The Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach المقترح من قبل Pesaran and Shin (1999) بهدف تقدير مرونات الأجلين الطويل والقصير.

ولاختبار أثر النمو الاقتصادي علي العمالة تم تقدير نموذج تصحيح الخطاء غير مقيد تم من خلاله اختبار أثر كل من العوامل المحلية (النمو الاقتصادي ، إجمالي تكوين رأس المال الثابت الحقيقي) والعوامل الدولية (الصادرات السلعية ، الواردات السلعية ، الاستثمارات الأجنبية المباشرة) علي العمالة في الأجلين القصير والطويل.

وتتلخص أهم نتائج هذه الدراسة في الآتي: (1) وجود أثر موجب معنوي ضئيل للنمو الاقتصادي علي العمالة في الأجلين القصير والطويل. (2) وجود أثر سالب (موجب) ومعنوي لإجمالي تكوين رأس المال الحقيقي علي العمالة في الأجل الطويل (الأجل القصير). (3) وجود أثر موجب ومعنوي (موجب ولكنه غير معنوي) للصادرات السلعية الإجمالية في الأجل الطويل (الأجل القصير). (4) وجود أثر سالب (موجب) ومعنوي للواردات السلعية

الإجمالية علي العمالة في الأجل الطويل (الأجل القصير. (5) وجود أثر موجب (سالب) ومعنوي للاستثمارات الأجنبية المباشرة علي العمالة في الأجل الطويل (الأجل القصير).

ولزيادة الكثافة العمالية للنمو الاقتصادي بصفة خاصة ، وزيادة حجم العمالة بصفة عامة ، تم استخلاص بعض الاستنتاجات لأغراض السياسات تتعلق بتطبيق سياسات تكفل تحقيق نمو اقتصادي مستدام ، وزيادة طافة الاقتصاد علي استيعاب المزيد من العمالة.

الملاحق

جدول رقم (1): تطور معدل البطالة في مصر ، خلال الفترة 1982 – 2006

معدل البطالة	السنوات
5.7	1982
6.6	1983
6.0	1984
n.a	1985
n.a	1986
n.a	1987
n.a	1988
6.9	1989
8.6	1990
9.6	1991
9.0	1992
10.9	1993
11.0	1994
11.3	1995
9.6	1996
8.4	1997
8.2	1998
8.1	1999
9.0	2000
9.2	2001
10.2	2002
11.0	2003
10.3	2004
11.2	2005
10.0	2006

المصدر: بيانات الفترة 1983 – 1995 مأخوذة من : http://laborsta.ilo.org

أما بيانات باقي الفترة ، فمأخوذة من : http://www.cbe.org.eg

جدول رقم (2): تعريف المتغيرات ومصادر البيانات

المتغير (أو المتغيرات)	التعريف	مصدر البيانات
LG	معدل النمو في إجمالي العمالة. القيم بالألف عامل	وزارة التنمية الاقتصادية http://www.mop.gov.eg/arabic.htm
EG	معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي هو عبارة عن الناتج المحلي الإجمالي بأسعار سنة 1990 مقاساً بالمليون جنيه.	قسم الإحصاء بالأمم المتحدة http://unstats.un.org/unsd/snaama/selectionbasicFast.asp
XY	الصادرات السلعية الإجمالية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي. حيث أن القيم بالمليون جنيه مقومة بالمليون جنيه.	مصدر بيانات الصادرات والواردات هو:الإحصاءات المالية الدولية التي يصدرها صندوق الدولي المتاحة على الخط (Online) http://www.imfstatistics.org/imf/ifsbrowser.aspx?branch=ROOT) أما مصدر بيانات الناتج المحلي الأجمالي فهونفس مصدر بيانات الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي السابق ذكره.
MY	الواردات السلعية الإجمالية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي. حيث أن القيم بالمليون جنيه مقومة بالمليون جنيه.	
CFCFY	إجمالي تكوين رأس المال الثابت الحقيقي كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي	بيانات إجمالي تكوين رأس المال الثابت الحقيقي مأخوذة من: http://devdata.worldbank.org/query/default.htm أما بيانات الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي فمأخوذة من: موقع قسم الإحصاء بالأمم المتحدة السابق ذكره.
FDIY	صافي التدفقات الداخلية للاستثمارات الأجنبية المباشرة كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي. حيث أن القيمة بالأسعار الجارية مقومة بالمليون دولار أمريكي	- بيانات الفترة 1981 – 2000 مأخوذة من: اسطوانة البنك الدولي الخاصة بمؤشرات التنمية العالمية الصادرة عام 2002 [World Bank (2002)]- بيانات باقي الفترة محل الدراسة مأخوذة من: قاعدة بيانات مؤشرات التنمية العالمية الصادرة عن البنك الدولي (http://devdata.worldbank.orgdata.query)

جدول (3): نتائج اختبار KPSS لجذر الوحدة

المتغيرات	إحصاء الاختبار	
	مع حد ثابت (η_μ)	مع حد ثابت واتجاه عام (η_τ)
LG_t	0.142* (2)	0.071* (2)
EG_t	0.396** (2)	0.154** (1)
XY_t	0.148* (3)	0.149*** (3)
MY_t	0.600*** (3)	0.116* (2)
$GFCFY_t$	0.488*** (3)	0.167*** (3)
$FDIY_t$	0.239* (2)	0.142** (0)

ملاحظات: * معنوي عند مستوي 1 %. ** معنوي عند مستوي 5 %. * معنوي عند مستوي 10 %.القيم بين الأقواس تشير إلي فترة الإبطاء المختارة بواسطة Newely and West (1987).**

جدول رقم (4): مصفوفة معاملات الارتباط للمتغيرات المستخدمة في التقدير

	LG_t	EG_t	$GFCFY_t$	XY_t	MY_t	$FDIY_t$
LG_t	1.0					
EG_t	0.16	1.0				
$GFCFY_t$	0.04	0.54	1.0			
XY_t	0.06	0.30	0.11	1.0		
MY_t	0.31	0.67	0.63	0.39	1.0	
$FDIY_t$	0.35	0.12	0.31	0.31	0.36	1.0

المصدر : اعداد الباحث

حدول رقم (5): نتائج تقييم الأداء التنبؤي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المستخدم

U	U^M	U^S	U^C
0.022352	0.000068	0.008836	0.991096

المصدر : اعداد الباحث

المراجع والهوامش

1. Ahtonen, S.-M. (2003), “Spatial Autocorrelation in Employment-Output Relation,” http://www.ersa.org/ersaconfs/ersa03/cdrom/papers/209.pdf

2. Akaike, H. (1969), “Fitting Autoregressive Models for Prediction,” *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 243-247.

3. Akaike, H. (1973), “Information Theory on Extension of the Maximum Likelihood Principle”, in: B. Petrov and F. Csake (eds.), *Second International Symposium on Information Theory*, Budapest: Akademiai Kiado.

4. Al-Ghannam, H. A. (2005), “The Relationship between Economic Growth and Employment in Saudi Private Firms,” http://www.sea.org.sa/files/magazine/num09/Num09-3.pdf

5. Alleyne, D. (2000), “Employment, Growth and Reforms in Jamaica,” http://www.eclac.org/publicaciones/xml/2/4582/lcl1356i.pdf

6. Baker, D. and Schmitt, J. (1999), “The Macroeconomic Roots of High Unemployment: The Impact of Foreign Growth,” http://www.rosalux.de/cms/fileadmin/rls_uploads/pdfs/Projekte/2001/EZB/text_baker1.pdf

7. Barreto, H. and Howland, F. (1993), “There Are Two Okun's Law Relationships between Output and Unemployment,” www.wabash.edu/dept/economics/Faculty Work/Okun/okun93.pdf

8. Bhattacharya, B. B. and Sakthivel, S. (2007), “Economic Reforms and Jobless Growth in India in the 1990s,” http://216.239.59.104/search?q=cache:ym5R_c3TPD4J:www.ieg.nic.in/worksakthi245.pdf+Economic+Reforms+and+Jobless+Growth+in+India+in+the+1990s&hl=ar&ct=clnk&cd=1&gl=eg

9. Biyase, M. and Bonga-Bonga, L. (2007), “South Africa's Growth Paradox,” http://www.ifw-kiel.de/VRCent/DEGIT/paper/degit_12/C012_043.pdf

10. Brown, R. L, Durbin, J. and J. M. Evans (1975), “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time,” *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, 37, 149-192.

11. Chang, T., Ho, Y-H, and Huang, C-J (2005), “A Reexamination of South Korea's Aggregate Import Demand Function: The Bounds Test Analysis,” jed.econ.cau.ac.kr/newjed/full-text/30-1/09_J683.PDF

12. Chletsos, M. (2005), “The Socio-Economic Determinants of Labour Demand in Greece: 1980-2001,” http://ius.unicas.it/mc2005/papers/chletsos.pdf

13. Döpke, J. (2001), “"The Employment Intensity "of Growth in Europe,” http://opus.zbw-kiel.de/volltexte/2003/169/pdf/kap1021.pdf

14. Engemann, K. M. and Owyang, M. T. (2007), "Whatever happened to the Business Cycle? A Bayesian Analysis of Jobless Recoveries," http://research.stlouisfed.org/wp/2007/2007-013.pdf

15. Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55 (2), 251-276.

16. Frimpong, J. M. and Oteng-Abayie, E. F. (2006), "Bounds Testing Approach: An Examination of Foreign Direct Investment, Trade, and growth Relationships," http://mpra.ub.uni- muenchen.de/352/01/MPRA_paper_352.pdf

17. Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, 37, 424–438

18. Gregory, A. W. and Hansen, B. E. (1996), "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.

19. Grossman, G. and E. Helpman (1991), Innovation *and Growth in the Global Economy*, Cambridge, MA: MIT Press.

20. Hannan, E. J., and B. G. Quinn (1979), "The Determination of the Order of an Autoregression," *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, 41, 190-195.

21. http://www.mop.gov.eg/arabic.htm

22. http:// www.sesrtcic.org/index_ar.php

23. http://devdata.worldbank.org/query/default.htm

24. http://devdata.worldbank.orgdata.query

25. http://laborsta.ilo.org/

26. http://unstats.un.org/unsd/snaama/selectionbasicFast.asp

27. http://www.cbe.org.eg/

28. http://www.imfstatistics.org/imf/ifsbrowser.aspx?branch=ROOT

29. http://devdata.worldbank.org/genderRpt.asp?rpt=labor&cty=EGY,Egypt,%20Arab%20Rep.&hm=home2

30. Hu, A. (2004), "Economic Growth and Employment Growth in China (1978-2001)," *Asian Economic Papers*, 3(2), 166-176.

31. Jiménez-Rodríguez, E. and Russo, G. (2007), "What Happened to the Italian Employment-Output Relationship? ," http://www.aiel.it/bacheca/NAPOLI/D/jimenez_rodriguez.pdf

32. Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1551–1580.

33. Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231–254.

34. Johansen, S., Juselius, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and

Inference on Cointegration With Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), 169-210.
35. Kamgnia, B. D. (2006), "Growth-Employment Nexus: What are the Specificities in Africa?," www.afdb.org/pls/portal/url/ITEM/22FF75FB869CCCEDE040C00A0C3D33E5
36. Kangasharju, A. and Pehkonen, J. (2001), "Employment-Output Link in Finland: Evidence from Regional Data," *Finnish Economic Papers*, 14(1), 41-50.
37. Kapsos, S. (2005), "The Employment Intensity of Growth: Trends and Macroeconomic Determinants," http://www.oit.org/public/english/employment/strat/download/esp2005-12.pdf
38. Keong, C. C., Yusop, Z. and Sen, V. L. K. (2005), "Export-Led Growth Hypothesis in Malaysian: An Investigating using Bounds Test," www.sunway.edu.my/others/vol2/choong13.pdf
39. Khemraj, T., Madrick, J., and Semmler, W. (2006), "Okun's Law and Jobless Growth," http://rds.yahoo.com/_ylt=A0geu5qdpGVHXmsA5e1XNyoA;_ylu=X3oDMTFhOXN1Zmx0BHNlYwNzcgRwb3MDMQRjb2xvA2FjMgR2dGlkA01BUDAwMl84OARsA1dTMQ--/SIG=131dthrn7/EXP=1197930013/**http%3a//www.newschool.edu/cepa/publications/policynotes/0603_PN_Okun's_Law.pdf
40. Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? ," *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
41. Massé, P. (1995), "Jobless Recovery: Is it Really Happening?," http://www.hrsdc.gc.ca/en/cs/sp/hrsd/prc/publications/research/1995-000009/1995-000009.pdf
42. Okun, A. (1962), Potential GNP: its measurement and significance. *American Statistical Association,* Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, 98-104.
43. Okun, A. (1970), *The Political Economy of Prosperity*, Norton: New York.
44. Onaran, ö. (2007), "Jobless Growth in the Central and Eastern European Countries: A Country Specific Panel Data Analysis for the Manufacturing Industry," http://www.wu-wien.ac.at/inst/vw1/papers/wu-wp103.pdf
45. Padalino, S. and Vivarelli, M. (1997), "The Employment Intensity of Economic Growth in the G-7 Countries," *International Labor Review*, 136, 191-213.

46. Parikh, A. (1980), "The Effects of Increase Exports on Output and Employment in a Developing and a Developed Country: Two Country Multicultural Analysis," *The Indian Economic Journal*, 28(2), 39-59.
47. Pesaran, M. H. and Pesaran, B. (1997), *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*, Oxford: Oxford University Press.
48. Pesaran, M. H. and Pesaran, B. and Smith, R. J. (1998), "Structural Analysis of Cointegrating VARs," *Journal of Economic Survey*, 12(5), 471-505.
49. Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1995), "Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis," *DAE Working Paper Series No 9514*, Department of Economics, University of Cambridge.
50. Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1999), "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis," in S. Strom, (ed.), Econometrics *and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge: Cambridge University Press.
51. Pesaran, M. H., Shin, Y., and Smith, R. J. (1999), "Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Relationships," http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss1.pdf
52. Pesaran, M. H., Shin, Y., and Smith, R. J. (2001), "Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics,* 16 (3), 289-326.
53. Ramsaran, R. and Hosein, R. (2006), "Growth, Employment and the Construction Industry in Trinidad and Tobago," *Construction Management and Economics*, 24, 465-474.
54. Revenge, A. and Bentolia (1995), What Affects the Employment Rate Intensity of Growth? Banco do Espana, *Working Paper*, 9517, 5-19.
55. Ruth, R. N. (2005), "The Determinants of Divorce Rates: An Econometric Study," www.marietta.edu/~khorassj/econ421/divorce.doc -
56. Saget, C. (2000), "Can the Level of Employment can be Explained by GDP Growth in Transition Countries) Theory versus the Quality of Data), *Labour*, 14(4), 623-644.,"
57. Schwarz, G. (1978), "Estimating the Dimension of a Model," *Annals of Statistics*, 6, 461-464.
58. Seyfried, W. (2005), "Examining the Relationship between Employment and Economic Growth in the Largest Stats," http://www.ser.tcu.edu/2005/SER2005%20Seyfried%2013-24.pdf
59. Shrestha, M. B. (2005), "ARDL Modelling Approach to Cointegration Test," nzae.org.nz/conferences/2005/13-SHRESTHA.PDF.pdf
60. Suryadarma, D., Suryahadi, A. and Sumarto, S. (2007), "Reducing Unemployment in Indonesia: Results from a Growth-Employment Elasticity Model,"

http://www.smeru.or.id/report/workpaper/reducingunemployment/reducingunemployment.pdf

61. Tahari, A., Ghura, D., Akitoby, B., and Ako, E. B. (2004), “Sources of Growth in Sub-Saharan Africa,” IMF Working 04/176, International Monetary Fund, www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2004/wp04176.pdf

62. Tang, T. C. (2002), “Aggregate Import Demand Behavior for Indonesia: Evidence from Bounds Testing,” www.iiu.edu.my/enmjournal/102art4.pdf

63. Villaverde, J. and Maza, A. (2007), “The Robustness of Okun's Law in Spain Regional Evidence,” economicsbulletin.vanderbilt.edu/2007/volume18/EB-07R10005A.pdf

64. Watanabe, S. (1972), “Exports and Employment: The Case of the Republic of Korea,” *International Labour Review*, 106(6), 495-526.

65. World Bank (2002), *World Development Indicators*, CD – ROM.